

rev.fac.cienc.econ., Vol. XVI (2), Diciembre 2008, 105-116

## COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS DEL GANADO HEMBRA DE LEVANTE DE PRIMERA CLASE EN MONTERÍA Y SINCELEJO (COLOMBIA)\*

OMAR ENRIQUE CASTILLO NUÑEZ\*\*  
UNIVERSIDAD MILITAR NUEVA GRANADA

(Recibido: Agosto 20 de 2008 – Aprobado: Noviembre 10 de 2008)

### Resumen

Este artículo de investigación tiene como objetivo describir el comportamiento temporal de los precios del ganado hembra vivo de levante de primera calidad en las ciudades de Montería y Sincelejo, comercializado en las subastas. Para ello se acude al análisis de los precios durante el periodo 1997-2008 utilizando técnicas estadísticas y económetricas como la media móvil multiplicativa, la tasa de crecimiento sobre medias anuales y modelos generalizados auto-regresivos condicionales heterocedásticos, GARCH. Los resultados indican la presencia de estacionalidad y ciclos en los precios mensuales; en los precios semanales hay evidencias de volatilidad, lo cual genera riesgos para la inversión ganadera en el largo plazo y torna impredecibles su evolución.

**Palabras claves:** estacionalidad, ciclos, volatilidad, media móvil, tasas de crecimiento, modelos econométricos

## BEHAVIOR OF THE FEMALE OF CATTLE PRICES OF FIRST CLASS OF LEVANTE IN MONTERIA AND SINCELEJO (COLOMBIA)

### Abstract

This article show the price behavioral of female cattle live of first quality in Montería and Sincelejo city marketed by cattle auctions. Technical statistical such as movil average multiplicative, rate of growth and generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, GARCH, are applied to weekly price from 1997 until 2008. The results trace out seasonal and cyclical patterns are present in the behavioral temporal of monthly price. The weekly price showed evidence of volatility, signal of risk and unpredictable at the long run.

**Keywords:** seasonality, cycle, volatility, movil average, rate of growth, econometric models

**JEL:** Q11

Castillo, O. (2008) Comportamiento de los precios del ganado hembra de levante de primera clase en Montería y Sincelejo (Colombia), Revista Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Militar Nueva Granada (XVI)2.

\* Artículo de investigación derivado del proyecto Mercados y precios del ganado vacuno en los departamentos de Córdoba y Sucre, financiado con recursos de la Universidad de Córdoba.

\*\* Profesor asociado Universidad de Córdoba, Montería, Colombia. Doctor Economía Agraria, Grupo de investigación Observatorio de precios y costos agrarios de la zona noroccidental del Caribe colombiano. Correo electrónico: ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co

## 1. Introducción

Los precios de los productos agrarios son un componente importante en los ingresos de los productores y en el gasto de los consumidores; sus variaciones excesivas constituyen una fuente de incertidumbre y riesgo que afecta a productores pues desincentiva la inversión a largo plazo, y puede rehusar a los prestamistas a concederles créditos en dinero. Su estudio para identificarlas, así como para detectar sus fuentes, es entonces de gran importancia.

El análisis de las variaciones de los precios de los productos agrarios en el tiempo, incluye patrones estacionales, fluctuaciones anuales, tendencias y ciclos, y volatilidad.

La estacionalidad de los precios es un patrón de comportamiento que se repite regularmente completándose una vez cada doce meses (Tomek y Robinson, 2003). Tal comportamiento regular puede originarse por estacionalidad de la demanda, de la oferta y del mercadeo, o de una combinación de ambas. Para el ganado y los productos ganaderos la estacionalidad de la producción se origina por razones tales como las variaciones climáticas, estacionalidad en la oferta de alimentos, y el carácter biológico del proceso productivo.

Las tendencias en los precios agrarios están asociadas con la inflación y la deflación general de la economía y con factores específicos de los productos agrarios tales como gustos y preferencias de los consumidores, crecimiento de la población y del ingreso, y el cambio técnico en la producción.

El ciclo es un patrón que se repite por sí mismo, y/o por factores externos, regularmente con el paso del tiempo. La periodicidad o longitud de un ciclo se mide por el tiempo transcurrido de un ciclo al siguiente (el tiempo que transcurre desde un pico hasta el siguiente o desde una sima hasta la próxima), usualmente relacionado con el tiempo requerido para producir una nueva generación de ganados. La intensidad o amplitud es la diferencia en el valor de una variable de referencia entre un máximo o pico y su sima o mínimo consecutivo o, mejor, entre el valor medio y su pico.

La volatilidad de precios indica el rango dentro del que los precios pueden variar en el futuro (Weaver y Natcher, 2000). Un incremento en la volatilidad implica mayor incertidumbre sobre los precios futuros puesto que el rango en el que podrían permanecer en el futuro son más amplios. Como resultado, productores y consumidores se ven afectados por la volatilidad de precios puesto que aumenta el riesgo y la incertidumbre en los mercados. Más específicamente, aumentos en la volatilidad de precios reduce la seguridad de las predicciones futuras de productores y consumidores sobre los precios de los productos.

Para ganado cebado, Castro et al (1982), Lorente (1986), Jaramillo y Caicedo (1997) y Pérez (2004) han estudiado el comportamiento estacional y cíclico del ganado vacuno cebado en Colombia en las regiones consumidoras. Castillo (2007) abordó el tema para el ganado macho de levante en las regiones productoras, pero no para ganado hembra. La realización de subastas ganaderas, la innovación institucional más importante en materia de comercialización ganadera en la región en los últimos años, brinda la oportunidad de disponer de bases de datos de precios largas que facilitan el estudio de los patrones de comportamiento temporal de los precios. Este trabajo tiene como objetivo identificar dicho comportamiento durante el periodo comprendido entre 1997-2008 en los mercados de Montería y Sincelejo para ganado hembra de levante de primera calidad.

Luego de esta introducción, el artículo describe la metodología usada y se presentan los resultados y las conclusiones.

## 2. Metodología

### 2.1 Elección de las edades a analizar:

Además del peso porcentual de cada edad en el número total de ganados comercializados, se realizó una prueba de igualdad de medias para examinar la existencia de diferencias significativas de los precios entre las diferentes edades para seleccionar las edades a analizar.

La prueba de igualdad de medias que se aplicó, se basó en un análisis de varianza, ANOVA, con un solo factor. La idea básica es que si los subgrupos de edades tienen igual media, entonces la variabilidad entre las medias muestrales (intergrupos) debe ser la misma que la variabilidad dentro de cualquier subgrupo (intragrupo). El estadístico F para la igualdad de media se calcula:

$$F = \frac{SS_E / (G - 1)}{SS_D / (N - G)}$$

N es el número total de observaciones.  $SS_E$  = suma de cuadrados entre los grupos;  $SS_D$  = suma de cuadrados dentro de los grupos. El estadístico F tiene una distribución F con G-1 grados de libertad en el numerador y N-G grados de libertad en el denominador bajo la hipótesis nula de independencia y distribución normal con igualdad de media y varianza en cada subgrupo.

## 2.2 Medición de la estacionalidad

En la medición de la estacionalidad se utilizó la técnica de relación a la media móvil multiplicativa, calculada según el procedimiento siguiente:

- i) Obtención de la media móvil centrada de los precios,

$$x_t = (0,5 P_{t+6} + \dots + P_t + \dots + 0,5 P_{t-6}) / 12$$

$x$  = media móvil centrada

$P$  = precios mensuales

- ii) Establecimiento de los índices o porcentajes de los precios originales respecto a la media móvil centrada, mediante la relación  $\tau_t = \frac{P_t}{x_t} * 100$
- iii) Obtención de los índices estacionales,  $i_m$ . Para series de periodicidad mensual, el índice  $i_m$  para el mes "m" es la media de utilizando sólo las observaciones del mes "m".
- iv) Se ajustó el índice estacional tal que su producto fuese 1. Esto se logra calculando los factores

estacionales como la relación del índice estacional a la media geométrica de los índices,

$$s = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \dots i_{12}}}$$

s, son los factores de escalamiento. La interpretación es que la serie P es  $s_j$  por ciento más alto en el periodo j en relación a la serie ajustada.

## 2.3 Medición de los ciclos

La determinación del patrón cíclico de los precios se realizó mediante el enfoque de tasas de crecimiento como una variable que se obtiene filtrando la serie original, el cual constituye la base de la utilización de una serie de crecimiento para aproximar el componente cíclico de la serie original (Espasa y Canceló, 1993). En particular, se utilizará el crecimiento de la media de doce meses sobre la media de los doce meses inmediatamente anteriores, conocida como  $T_{12}^{12}$ , tasa de crecimiento sobre las medias anuales.

$$T_{12}^{12}(t) = \frac{\sum_{j=0}^{11} P_{t+j}}{\sum_{r=1}^{12} P_{t-r}} \quad (1)$$

## 2.4 Medición de la volatilidad

La volatilidad se modeló como la varianza condicional de las perturbaciones de la serie precios semanales. Desde los trabajos de Engle (1982) y Bollerslev (1986) los llamados modelos autoregresivos condicionales heterocedásticos, ARCH, o GARCH, son utilizados para capturar fenómenos donde la varianza condicional es cambiante, y esta se toma como una medida de la volatilidad, o del riesgo. El punto de partida de una modelación Garch es ajustar un modelo de comportamiento de la media de los datos, para lo cual es necesario:

Primero, examinar la estacionariedad de las series de precios. Se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (1981).

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \gamma P_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

P, es la serie precios. La hipótesis nula es  $\gamma = 0$ , la serie no es estacionaria.

Con el fin de determinar la presencia de elementos determinísticos (constante, o una tendencia, o ambas) en la ecuación de regresión (2), se aplicó la metodología de Dolado et al (1990).

Segundo, debe probarse no auto-correlación de los errores para lo cual se utilizó el estadístico Q de Ljung y Box (1978),

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s \tau_k^2 / T - k \quad (3)$$

$\tau_k$ , es la k-ésima autocorrelación y T el número de observaciones. La contrastación de la hipótesis nula: “no existe autocorrelación de los errores hasta el orden s”, se realiza con una distribución asintótica Chi cuadrado,  $X^2$ , con grados de libertad igual a k-p-q.

Tercero, debe probarse la existencia de heterocedasticidad condicional autoregresiva en los errores ( $\hat{\epsilon}_t$ ), para lo cual se acudió a la prueba Multiplicador de Lagrange, ARCH LM, propuesta por Engle (1982):

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\epsilon}_{t-2}^2 + \alpha_q \hat{\epsilon}_{t-q}^2 \quad (4)$$

La prueba de la hipótesis nula: “no hay comportamiento arch en los residuos hasta el orden q”, sigue una distribución asintótica, Chi cuadrado con q grados de libertad  $X^2(q)$ , siendo q el número de retardos de los errores al cuadrado.

Finalmente, si se rechaza la hipótesis nula de la prueba anterior, se estima simultáneamente, por métodos de máxima verosimilitud, la media, y la varianza condicional bajo el supuesto de distribución normal de los errores (Engle, 1992). La estimación con no normalidad de los errores ha sido abordada con métodos pseudo máximo verosímiles propuestos por Bollerslev y Wooldridge (1992).

Siguiendo a Bollerslev (1986), se propone un modelo GARCH (p, q). Sea que el proceso de error  $\epsilon_t$

$$= v_t \sqrt{h_t}$$

$v_t$  es ruido blanco  $\sigma_v^2 = 1$ , y

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (5)$$

$h_t$ , es la varianza condicional de las perturbaciones de la serie de precios.

El modelo (5) indica que los agentes calculan la varianza condicional actual como la suma ponderada de varios términos: una constante (la varianza incondicional, en este caso,  $\alpha_0$ ); la volatilidad anterior  $\epsilon_{t-i}^2$  (termino Arch, o q), y la varianza del periodo pasado  $h_{t-1}$  (termino Garch, o p). Los valores estimados de “h” dan una medida del riesgo en los precios. En este modelo si los  $\beta_i = 0$  el modelo Garch (p, q) es equivalente a un Arch (q), de la forma

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (6)$$

## 2.5 Datos

Los datos son tomados de las series históricas de precios y cantidades semanales del ganado hembra de primera de levante comercializado en la subastas CC Ganadera y Subastar, en Montería; y Cogasucre, en Sincelejo, durante el periodo Enero/ 1997 a Abril/2008. Los precios están expresados en pesos por kilogramo de ganado vivo.

Para medir la estacionalidad y los ciclos se ha calculado un precio mensual a partir de los precios semanales nominales, ponderado por las cantidades; se ha utilizado el deflactor índice de precios total al consumidor de ingresos medios de Montería para obtener precios reales de 1998; para medir la volatilidad se han tomado los precios semanales. Se ha utilizado el paquete econométrico Eviews 5.1 (Lilien, D, et al, 2006) para el procesamiento de los datos.

## 3. Resultados y discusión

### 3.1 Composición de las subastas, según edad de los ganados

De manera general, alrededor del 22% de los animales comercializados en las subastas de Montería y

Sincelejo son ganado hembra, y alrededor del 75% son hembras de primera clase. En el ganado hembra de primera calidad, los ganados que se comercializaron en mayor proporción durante el periodo 1997-

2007 fueron las edades  $1\frac{1}{2}$ , que representaron el 20% y 26% respectivamente en ambas ciudades; y la de  $1\frac{1}{4}$  con el 15,3% y 20%, respectivamente. En la tabla 1 se presenta la participación porcentual promedio por edades para el periodo 1997-2007.

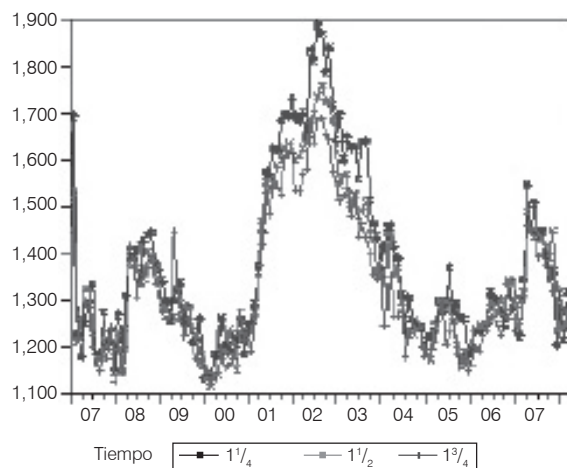
**Tabla 1.** Participación porcentual promedio del ganado hembra de primera calidad en las subastas de Montería y Sincelejo según edades, 1997-2007 (%)<sup>1</sup>

Subastas	Edades (años)								
	< 1	1	$1\frac{1}{4}$	$1\frac{1}{2}$	$1\frac{3}{4}$	2	$2\frac{1}{4}$	$2\frac{1}{2}$	$2\frac{3}{4}$
Montería	4,0	7,8	15,3	20,0	14,1	13,9	11,8	6,0	2,7
Sincelejo	7,3	13,8	20,1	25,6	12,8	9,8	6,3	3,7	1,3

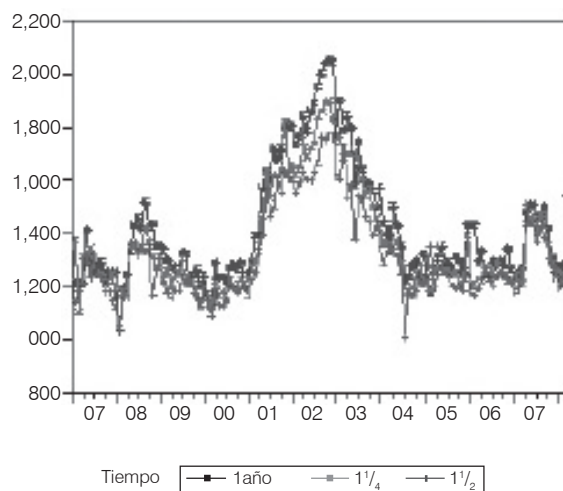
En Montería, en ganado hembras de levante, los precios mensuales nominales de las edades de  $1\frac{1}{4}$ ,  $1\frac{1}{2}$  y  $1\frac{3}{4}$  de año no presentaron evidencias para aceptar la hipótesis nula de normalidad, según la prueba Jarque-Bera. Por tanto, no es procedente realizar la prueba de igualdad de medias de los precios entre ellas. En razón a que estas tres edades corresponden a la mitad de los ganados comercializados, se procede a su análisis.

En Sincelejo, las hembras más comercializadas son las de 1,  $1\frac{1}{4}$  y  $1\frac{1}{2}$  año de edad (60% del total entre 1 y 3 años); tampoco hubo evidencias de comportamiento normal de los precios nominales mensuales. Se analizan los precios correspondientes a estas edades<sup>4</sup>.

**Ilustración 1.** Precios reales el ganado hembra de levante de primera calidad en Montería, 1998.1-2004.8 (\$de 1998/kg.)<sup>2</sup>



**Ilustración 2.** Precios reales el ganado hembra de levante de primera calidad en Sincelejo 1998.1-2004.8. (\$de 1998/kg.)<sup>3</sup>



<sup>1</sup> Cálculos del estudio con base en información de CCG y Cogasucre.

<sup>2</sup> Imagen de la investigación.

<sup>3</sup> Imagen de la investigación.

<sup>4</sup> Por razones de espacio no se presentan los resultados de las pruebas de igualdad de medias, pero están disponibles para los editores y lectores interesados.

En la Ilustración 1 y 2 se presenta la evolución temporal de los precios reales en los dos mercados. En general, con ligeras variaciones, se observan tres picos de precios: uno hacia finales de 1998 y comienzos de 1999; otro más pronunciado que comenzó en el año 2001, alcanzó un máximo en el segundo semestre del año 2002, y empezó a descender hasta estabilizarse de nuevo desde el año 2004 en los niveles de precios reales del año 1997; el último se presentó desde principios del año 2007, descendió durante el mismo y actualmente los precios reales están en el nivel del de los últimos tres años, lo que indica pérdida del poder adquisitivo de los ingresos ganaderos.

### 3.2 Estacionalidad de los precios

En la tabla 2 se presentan los índices de estacionalidad de los precios nominales. Entre Abril y Septiembre, los precios son más altos; en Octubre y Noviembre los precios sin des-estacionalizar coinciden con los des-estacionalizados; de Diciembre a Marzo, los precios tienden a ser más bajos. Las variaciones estacionales en época de precios altos son mayores en Montería: estas alcanzan porcentajes máximos de 5%, como sucede en Montería en el mes de Junio con los ganados de 1¼ año de edad; en Sincelejo, no superan el 4% con respecto a las series des-estacionalizadas (tabla 2).

**Tabla 2.** Estacionalidad de los precios nominales del ganado hembra de Levante de primera calidad en Montería y Sincelejo<sup>5</sup>

Meses	Índices de estacionalidad de los precios nominales					
	1 año	1 ¼		1 ½		1 ¾
	Sincelejo	Montería	Sincelejo	Montería	Sincelejo	Montería
Enero	0,98	0,95	0,97	0,97	0,97	0,98
Febrero	0,96	0,97	0,95	0,96	0,96	0,97
Marzo	0,97	0,98	0,97	0,98	0,99	0,98
Abril	1,02	1,02	1,00	1,01	1,02	1,00
Mayo	1,02	1,01	1,03	1,02	1,03	1,05
Junio	1,01	1,05	1,04	1,03	1,01	1,05
Julio	1,02	1,03	1,01	1,02	1,00	1,00
Agosto	1,01	1,02	1,02	1,02	1,02	1,01
Septiembre	1,02	1,02	1,01	1,01	1,02	1,00
Octubre	1,00	0,99	1,00	0,99	1,0	1,0
Noviembre	1,00	1,00	1,00	1,00	0,98	0,99
Diciembre	1,00	0,97	0,98	0,98	0,99	0,98

Adicionalmente, en la época de precios bajos las variaciones son superiores en Sincelejo, pues los precios descienden hasta en 5 puntos porcentuales, como es el caso de los ganados de 1¼ año en el mes de Febrero (tabla 2).

La estacionalidad de precios difiere ligeramente con el comportamiento estacional de la oferta (cantidades entradas a la subasta para ser comercializadas), como se deja ver en la tabla 3. Las mayores cantidades comercializadas en Montería, se presentan

<sup>5</sup> Cálculos del estudio.



a partir de Mayo (5%) y terminan en Noviembre (13%); en Sincelejo, desde Junio (14%) hasta Diciembre (6%).

**Tabla 3.** Índices de estacionalidad de la oferta de ganado hembra en Montería y Sincelejo<sup>6</sup>

Meses	Índices estacionales	
	Montería	Sincelejo
Enero	0,75	0,63
Febrero	0,93	0,85
Marzo	0,88	0,80
Abril	0,97	0,83
Mayo	1,05	0,86
Junio	1,13	1,14
Julio	1,18	1,38
Agosto	1,19	1,07
Septiembre	1,22	1,25
Octubre	1,04	1,30
Noviembre	1,13	1,12
Diciembre	0,69	1,06

La estacionalidad en precios y cantidades es bastante coincidente con el patrón climático de la región, caracterizado, aproximadamente, por un periodo de lluvia entre Mayo-Octubre y otro de sequía entre Noviembre y Abril, los que determinan la abundancia o la escasez de pastos naturales para la alimentación en ganados bajo pastoreo. La racionalidad del productor y los intermediarios de ganado de levante, es ofrecer en venta mayores cantidades en la época de precios altos, como se deja ver en una comparación de las tablas 2 y 3.

Para establecer relaciones de causalidad entre los precios y las cantidades, se realizó la prueba de causalidad de Granger (1969)<sup>7</sup> en la que se prueba si las variaciones absolutas de los precios nominales causan o anteceden a las variaciones absolutas de las cantidades.

En el caso de Montería, con dos meses de retardo, sólo las variaciones de los precios nominales de la edad 1½ en Montería presentaron evidencia para rechazar la hipótesis nula al 5% de significación. Para Sincelejo, no se pudo rechazar la hipótesis nula. Por tanto, las variaciones de la oferta no de-

penden principalmente de las variaciones de precios. En la tabla 4 pueden verse los resultados.

**Tabla 4.** Prueba de causalidad de Granger entre las variaciones de los precios nominales ( $\Delta P$ ) y variaciones de las cantidades ( $\Delta Q$ )

Hipótesis nula	Montería	Sincelejo
	Probabilidad de rechazar HO	Probabilidad de rechazar HO
$\Delta$ Precio 1 año no causa a $\Delta Q$		0,282
$\Delta$ Precio 11/4 no causa a $\Delta Q$	0,140	0,061
$\Delta$ Precio 11/2 no causa a $\Delta Q$	0,027	0,158
$\Delta$ Precio 13/4 no causa a $\Delta Q$	0,742	

### 3.3 Ciclo de precios reales

Utilizando la tasa de crecimiento de la media de los precios reales de 12 meses con respecto a la media de los 12 meses del año inmediatamente anterior, se aprecian dos ciclos de precios, medidos entre picos máximos.

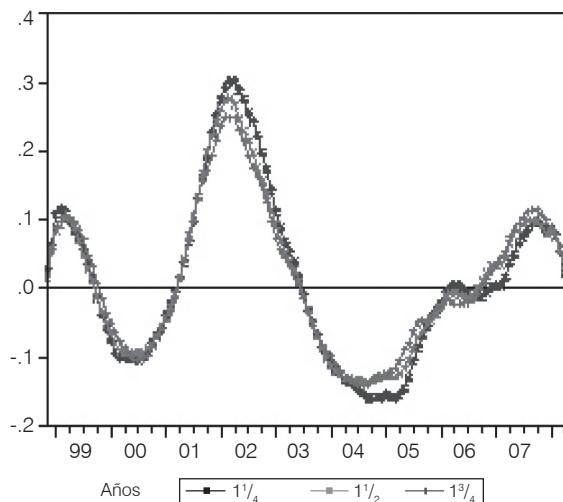
El primero, se inició entre Febrero-Marzo de 1999, cuando los precios reales crecieron a tasas máximas cercanas al 11% con respecto a la media anual de los mismos meses de 1998; este ciclo culminó entre Marzo-Abril de 2002 con tasas de crecimiento topes entre 25% y 32%; duró, por tanto, alrededor de 36 meses.

El segundo, comenzó en Mayo-Junio/2002, hasta Octubre/2007-Enero/2008. Este ciclo tuvo una ligera inflexión hacia tasas negativas a finales del año 2006, pero esa tendencia fue revertida en el año 2007, prolongándose la fase de ascenso de precios reales bajo la influencia del fuerte movimiento de ganados y carne de exportación hacia Venezuela. Este ciclo tuvo una duración de 70 meses, aproximadamente (Ilustración 3 y 4).

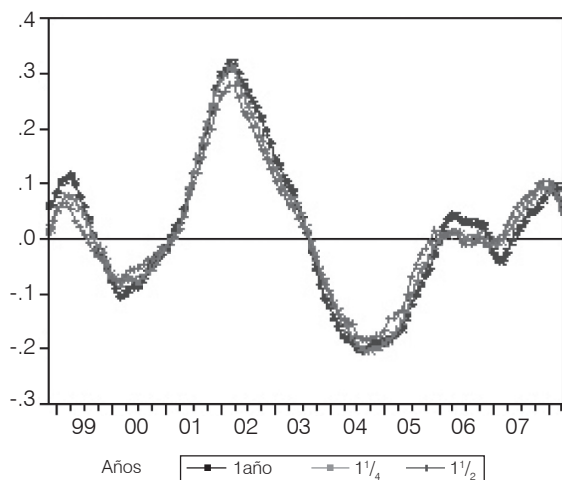
<sup>6</sup> Cálculos del estudio.

<sup>7</sup> Granger define causalidad entre dos series de tiempo,  $P_t$  y  $Q_t$ , como sigue:  $P_t$  causa a  $Q_t$  si  $P_t$  contiene información no disponible en  $Q_t$  que ayude a predecir a  $Q_t$ . La hipótesis nula se contrasta con un prueba F.

**Ilustración 3.** Ciclo de precio real del ganado hembra de levante de primera calidad en Montería, 1997.1 -2008:4, (%)<sup>8</sup>



**Ilustración 4.** Ciclo de precio real del ganado hembra de levante de primera calidad en Sincelejo, 1997.1-2008:4 (%)<sup>9</sup>

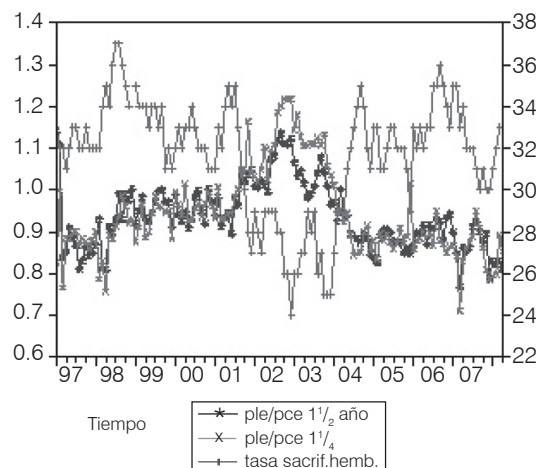


A partir de Febrero-Marzo/2008 se inició un nuevo ciclo con una fase de descenso de las tasas medias

de crecimiento con respecto a las medias de los precios de los 12 meses anteriores.

Este patrón cíclico de los precios, se comporta de forma inversa con la evolución del precio relativo del ganado hembra de levante con respecto al precio de la hembra cebada. A su vez, el precio relativo tiende a moverse de manera inversa con el ciclo de ceba, medido este mediante la tasa nacional de sacrificio de hembras, lo cual es coincidente con los hallazgos de estudios de Fedegan (2003). En la fase de retención (disminución de las tasas de sacrificio de hembras), al escasear la oferta de ganado cebado, se acentúa la demanda por flacos para cebar, lo cual presiona al incremento de precios del levante. Ello es evidente en la Ilustración 5 en la que se muestra la tasa de sacrificio de hembras a nivel nacional, en el eje derecho; y los precios relativos hembra levante /hembra cebada, en el eje izquierdo. Cuando el sacrificio desciende a niveles por debajo del 30%, la relación precio del levante/precio del cebado (ple/pce) aumenta hasta 1,2; en fases de liquidación (aumento de la tasa de sacrificio de hembras), la relación no llega a 1.

**Ilustración 5.** Precio relativo del ganado hembra de levante en Montería y Sincelejo y la tasa nacional de sacrificio de hembras<sup>10</sup>



<sup>8</sup> Imagen de la investigación.

<sup>9</sup> Imagen de la investigación.

<sup>10</sup> Imagen de la investigación.



### 3.4 Volatilidad de precios semanales

Siguiendo la metodología de Dolado et al, se determinó que las series de precios no tienen términos determinísticos: ni constante ni tendencia. Por tanto, no se incluyeron estos elementos en la ecuación de regresión (2) de la prueba Dickey-Fuller-Aumentada. Los resultados de esta prueba de raíz unitaria

para las primeras diferencias de los precios nominales semanales, se muestran en la tabla 5. Como puede verse, existen evidencias fuertes para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las primeras diferencias del precio; por tanto, se puede afirmar que las series son estacionarias en sus primeras diferencias.

**Tabla 5.** Prueba Dickey-Fuller Aumentada para los precios nominales semanales en primeras diferencias<sup>11</sup>

Variables	Montería		Sincelejo	
	t-estadístico,DFA calculado	# de retardos	t-estadístico,DFA calculado	# de retardos
$P_1 (\Delta P_{t-1})$			-11,3	1
$P_{1\frac{1}{4}} (\Delta P_{t-1})$	-5,22	11	-21,0	1
$P_{1\frac{1}{2}} (\Delta P_{t-1})$	-14,86	4	-11,7	3
$P_{1\frac{3}{4}} (\Delta P_{t-1})$	-12,57	5		
Variables	Montería		Sincelejo	
	t-estadístico,DFA calculado	# de retardos	t-estadístico,DFA calculado	# de retardos
$P_1 (\Delta P_{t-1})$			-11,3	1
$P_{1\frac{1}{4}} (\Delta P_{t-1})$	-5,22	11	-21,0	1
$P_{1\frac{1}{2}} (\Delta P_{t-1})$	-14,86	4	-11,7	3
$P_{1\frac{3}{4}} (\Delta P_{t-1})$	-12,57	5		

Dada la ausencia de datos continuos para los años 1997-1999, se ha trabajado con una muestra de información de precios semanales que va desde 11/Enero/2000 hasta 29/Abril/2008 en Montería; y desde 7/febrero/2001 hasta 29/Abril/2008, en Sincelejo.

Los residuos de los modelos Arima estimados para las medias de los precios diferenciados no presentaron problemas de auto-correlación, pero sí de residuos heterocedásticos. Por tanto, se procedió a estimar modelos Generalizados auto-regresivos condicionados heterocedásticos (Garch), con las primeras diferencias de los precios nominales semanales. Los modelos GARCH de la variación absoluta de los precios semanales en Montería corresponden a lo presentado en la Tabla N° 6.

**Tabla 6.** Modelos de GARCH en precios semanales de Montería<sup>12</sup>

1¼ año	<p><i>Ecuación del precio:</i>  <math>(1-L)(1+0,0992L^4)(1-0,1257L^{10}) P_t = (1-L)\epsilon_t</math></p> <p><i>Ecuación de la varianza condicional:</i>  <math>h = 7942,7 + 0,3783\epsilon_{t-1}^2</math>  <math>R^2 \text{ aj} = 0,23</math></p>
1½ año	<p><i>Ecuación del precio:</i>  <math>(1-L)(1+0,7043L)(1+0,4905L^2)(1+0,2968L^3)(1+0,1631L^4)(1+0,0826L^5) P_t = \epsilon_t</math></p> <p><i>Ecuación de la varianza condicional:</i>  <math>h = 112,7 + 0,0252\epsilon_{t-1}^2 + 0,9722h_{t-1}</math>  <math>(0,44) \quad (0,04) \quad (0,00)</math>  <math>R^2 \text{ aj} = 0,32</math></p>
1¾ año	<p><i>Ecuación del precio:</i>  <math>(1-L)(1+0,4469L^2)(1+0,2750L^3)(1+0,2474L^4)(1+0,1518L^5)(1+0,1275L^6) P_t = \epsilon_t</math></p> <p><i>Ecuación de la varianza condicional:</i>  <math>h = 10465,4 + 0,2475\epsilon_{t-1}^2</math>  <math>(0,00) \quad (0,03)</math>  <math>R^2 \text{ aj} = 0,25</math></p>
<p>Nota: L es el operador de retardos <math>L_j P_t = P_{t-j}</math>, y las cifras debajo de h, entre paréntesis, es la probabilidad que el parámetro sea cero</p>	

<sup>11</sup> Datos de la investigación.

<sup>12</sup> Datos de la investigación.

**Tabla 7.** Pruebas Lung-Box y Arch L-M de los residuos de los modelos de precios para ganados hembra de levante en Montería y Sincelejo<sup>13</sup>

Estadísticos	Montería			Sincelejo	
Lung Box:	11/4 Pr. <sup>a</sup>	11/2 Pr. <sup>a</sup>	13/4 Pr. <sup>a</sup>	11/4 Pr. <sup>a</sup>	11/2 Pr. <sup>a</sup>
Q(6)	0,37	0,26	0,01	0,41	0,06
Q(12)	0,27	0,12	0,17	0,09	0,16
Q(24)	0,07	0,17	0,21	0,51	0,13
Q(36)	0,10	0,41	0,39	0,76	0,24
ARCH-LM: T*R <sup>2</sup> , $\chi^2(1)$	0,62	0,91	0,91	0,92	0,93

**Tabla 8.** Modelos GARCH para Sincelejo<sup>14</sup>

1¼ año	<p><i>Ecuación del precio:</i>  <math>(1-L)P_t = (1+0,4767L)\epsilon_t</math></p> <p><i>Ecuación de la varianza condicional:</i>  <math>h = 11800,81 + 0,3339\epsilon_{t-1}^2</math>  (0,00) (0,01)</p> <p><math>R^2_{aj} = 0,29</math></p>
1½ año	<p><i>Ecuación del precio:</i>  <math>(1-L)(1+0,4308L)(1+0,2332L^2)(1+0,1697L^3)P_t = \epsilon_t</math></p> <p><i>Ecuación de la varianza condicional:</i>  <math>h = 8439,81 + 0,1441\epsilon_{t-1}^2</math>  (0,00) (0,049)</p> <p><math>R^2_{aj} = 0,21</math></p>

En la tabla 6 se muestran los resultados de las pruebas Lung-Box (3) y ARCH-LM (4) para los modelos GARCH. Como puede verse, los residuos están incorrelacionados a niveles corrientes de significación y no tienen ya comportamientos heterocedásticos, pues hay evidencias para aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad al 5% de significación.

En general, el signo de los parámetros es correcto, estos son significativos a niveles del 1%, 5% y 10% de significación; los residuos estandarizados tienen media cercana a cero y varianza unitaria. Dada la no normalidad de los errores, se hizo las estimaciones siguiendo los procedimientos de Bollerslev y Wooldridge (1992).

El comportamiento de los precios muestra signos de volatilidad. El de la hembra de 1½ año, en Montería, se ajusta a un modelo Garch (1,1), expresado en (5). La suma de los coeficientes que acompañan a  $\epsilon_{t-1}$  y a  $h_{t-1}$  es prácticamente 1, lo cual es reflejo de una alta volatilidad del precios en el largo plazo. Esta especificación del comportamiento de variación de los precios está indicando que los agentes incrementan el valor estimado de la varianza en la semana siguiente cuando en la semana anterior encuentran un precio inesperadamente alto o bajo respecto al valor esperado.

Las otras edades siguen modelos Garch (0,1), o Arch (1), expresado en (6). Entre el 14% y el 38% de la volatilidad de la semana anterior se transmite a la siguiente semana, como lo dejan ver las ecuaciones de precios de las edades 1½ año, en Sincelejo; y 1¼ en Montería, respectivamente.

En la literatura internacional, Mundlak y Huang (1996) presentaron evidencias empíricas para varios países sobre la existencia del ciclo; Aradhyula y Holt (1988) reportaron comportamientos volátiles en los precios de la carne de ganado vacuno; en lo nacional no hay antecedentes empíricos.

#### 4. Conclusiones y recomendaciones

Este artículo ha descrito el patrón de comportamiento temporal de los precios del ganado hembra de levante de primera clase en las ciudades de Montería y Sincelejo mediante técnicas estadísticas y econométricas adecuadas para series de tiempo no estacionarias e integradas. El patrón de comportamiento temporal de los precios mensuales del ganado de levante, tanto cuando se miden en valores nominales, como cuando se miden en valores reales o constantes, es similar al de la mayoría de los productos agrarios:

<sup>13</sup> Datos de la investigación. (a) probabilidad de aceptar la hipótesis nula. Las cifras entre paréntesis en el estadístico Q indican el orden del retardo de la auto-correlación; en la prueba LM, los grados de libertad.

<sup>14</sup> Datos de la investigación.

- i) **Son estacionales:** Existe crecimiento de los precios entre Abril- Noviembre y otro de decrecimiento entre Diciembre-Marzo, coincidente en gran medida con el patrón climático de la región (período de lluvia entre Abril-Octubre y otro de sequía entre Noviembre-Marzo), que determina la disposición de los pastos naturales, principal alimento de los ganados en régimen de pastoreo, dominante en la región. La oferta de ganado comercializado tiende a seguir el mismo patrón de comportamiento estacional de los precios. No se encontró una relación de causalidad a lo Granger entre las variaciones de precios y las de cantidades.
- ii) **Son cíclicos:** Medido por las tasas de crecimiento de la media de los precios reales de 12 meses con respecto a la media de los 12 meses del año inmediatamente anterior, un ciclo completo tiende a durar entre 36 y 48 meses, aunque el ciclo que comenzó en Junio/2002 fue interrumpido y prolongado hasta los 70 meses, por el auge transitorio de exportación de ganado y carne hacia Venezuela en el año 2007. Este patrón cíclico de los precios se relaciona de forma inversa con la evolución de los precios relativos del ganado de levante con respecto al precio del ganado cebado. A su vez, los precios relativos tienden a moverse de manera inversa con el ciclo de ceba, medido este a través de la tasa nacional de sacrificio de hembras. En la fase de retención, al escasear la oferta de ganado cebado, se acentúa la demanda por flacos para cebar, lo cual presiona al incremento de precios del levante; en fases de liquidación, sucede lo contrario.
- iii) **Son volátiles:** Medidos por el comportamiento de la varianza condicional, los precios semanales exhiben volatilidad del tipo GARCH (1,1) y GARCH (0,1). En el primer caso, los agentes incrementan el valor de la varianza en la semana siguiente cuando durante la semana anterior los precios subieron o bajaron inesperadamente respecto al valor esperado. En el segundo, la volatilidad del precio de la semana anterior se transmite a la semana siguiente en porcentajes importantes.

La presencia de estos fenómenos tienen implicaciones de política. Si esta variabilidad de los precios se transmite a los ingresos de los productores, el riesgo-precio es un desestímulo a la inversión ganadera en el largo plazo puesto que estos últimos se vuelven erráticos e impredecibles. La política de financiamiento del sector ganadero debería considerar estas características de la evolución de los precios y de los ingresos para establecer montos y oportunidades de financiamiento en momentos específicos del ciclo y tasas y plazos del crédito acorde con el riesgo de la actividad.

Identificar y evaluar los efectos de otras variables sobre la evolución temporal de los precios, más allá del comportamiento histórico de los mismos, debe ser tema de investigaciones futuras; en particular, los impactos del régimen de lluvias, variables macroeconómicas, etc. Ello podría ampliar la comprensión de la formación de los precios y contribuir adelantar programas que contribuyan a la moderación de las fluctuaciones excesivas, que en poco favorece la inversión para la modernización de la actividad.

## 6. Referencias

- Aradhyula, S. and Holt, M. (1988): Garch Time Series Models: An Application to retail Livestock Prices. *Western. Journal of Agricultural Economics*, 13(2):365-374.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". En, *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Bollerslev, T. y Wooldridge, J. (1992). "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances". En, *Econometric Reviews*, 11:143-172.
- Castillo, O. (2007). Estacionalidad, ciclos y volatilidad en el ganado macho de levante en Montería. En, *Revista MVZ*, 12 (1):897-911.
- Castro, Y.; Londoño, J.; Escandón, J. y Cepeda, M. (1982). "Mercados y Formación de Precios. Ensayos en Microeconomía Aplicada". Bogotá, Fedesarrollo.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Roots". En, *Econometrica*, 48:1057-1072.
- Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". En, *Econometrica*, 50: 987-1007.

- Espasa, A. y Canceló, J. (1993). "Tasas de crecimiento y la velocidad subyacente en la evolución de un fenómeno económico". En, Espasa, A. y Canceló, J.(Eds) *Métodos cuantitativos para el Análisis de la coyuntura económica* Madrid , Alianza-Economía.
- Fedegan (2003). "La ganadería bovina en Colombia, 2001-2002", Bogotá.
- Granger, C. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods".En, *Econometrica*, 37:424-438.
- Jaramillo, C. y Caicedo, E. (1997). "La dinámica del ciclo ganadero en Colombia". *Boletín Mensual de Estadística*, Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas, Dane, Nro 529:174-190,
- Lilien, D.; Hall, R.; Engle, R et al.( 2006). *Eviews 5.1. Quantitative* Microsoftware.
- Ljung, G. y George. B. (1978). "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models". En, *Biometrika*, 65:297-303.
- Lorente, L. (1986). "La ganadería bovina en Colombia". En, Machado, A. (Coord.) *Problemas Agrarios Colombianos*, Bogotá, Siglo XXI.
- Mundlak, Y. y Huang, H. (1996): International comparisons of cattle cycles. *American Journal of Agricultural Economics*, 78:855-868.
- Pérez, G. (2004). "Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001". Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República de Cartagena, Nro 46.
- Tomek, W. y Robinson, K. (2003): *Agricultural Product Prices*. Ithaca and London , Cornell University Press.
- Weaver, R. y W. Natcher,W. ( 2000). "Has market reform exposed farmers to greater price volatility?" In *Farm Economics*, Cooperative Extension Service, US Department of Agriculture. College Station, PA:Pennsylvania State University.